سنجش از دور
و
GIS ایران

سنجش از دور و GIS ایران سال هشتم، شماره دوم، تابستان ۱۳۹۵
Iranian Remote Sensing & GIS Vol.8, No. 2, Summer 2016

۳۵-۵۲

تحلیل مکانی فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران با استفاده از زمین‌آمار

حسن لشکری[۱]، علی‌اکبر متکان[۲]، حسین عساکره[۳]، یونس خسروی[۴*]

۱. دانشیار گروه جغرافیا، دانشکدهٔ علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی
۲. استاد گروه سنجش از دور و GIS، دانشکدهٔ علوم زمین، دانشگاه شهید بهشتی
۳. استاد گروه جغرافیا، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه زنجان
۴. استادیار گروه علوم محیط‌زیست، دانشکدهٔ علوم، دانشگاه زنجان

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۳/۶/۲۹ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۴/۱۳

چکیده

بخارآب یکی از مهم‌ترین عناصر اقلیمی است که در تصمیم‌گیری، طراحی و ارزیابی مدل‌های هیدرولوژیکی نقشی مهم ایفا می‌کند. بنابراین، شناخت تغییرات مکانی این عنصر مهم اقلیمی تأثیر چشمگیری در مدیریت و برنامه‌ریزی مبتنی‌بر آب خواهد داشت. بر این اساس، در این پژوهش تلاش شده است تا ساختار مکانی و برآورد مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران، با استفاده از روش زمین‌آمار و تحلیل واریوگرافی بررسی شود. در این راستا، داده‌های فشار بخارآب ۷۸ ایستگاه سینوپتیک مربوط به ۲۷ مرداد ۱۳۸۶، به‌منزلهٔ یکی از روزهای فراگیر بخارآب تحلیل شد. بدین منظور، ابتدا محاسبات متغیر مکانی بودن داده‌های فشار بخارآب، با ترسیم تغییرنگار مورد بررسی قرار گرفت. پس از احراز این شرط، از روش‌های زمین‌آماری کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و با برازش مدل‌های دایره‌ای، کروی، نمایی، گوسی و درجهٔ دو منطقی برای رسم نقشهٔ فشار بخا آب و ارزیابی آن‌ها استفاده شد. نتایج ارزیابی متقاطع در انتخاب بهترین روش نشان داد بهترین الگویی که قادر به توجیه مکانی مقادیر فشار بخارآب در روز مورد مطالعه است، الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع است. براساس نقشهٔ ترسیم‌شده با روش بهینه، مشخص شد که حاشیهٔ خلیج‌فارس و دریای عمان و بخش‌های شمال و شمال‌غرب منطقه، به‌ترتیب، بیشترین و کمترین مقادیر فشار بخارآب را دارند. به‌طورکلی، سه دلیل دوری و نزدیکی به منابع عمدهٔ رطوبتی، وجود سد ارتفاعی زاگرس و استقرار پرفشار قوی پویشی را می‌شود دلیل رخداد چنین توزیعی برشمرد.

کلید واژه‌ها: تغییرنگار، کریجینگ، کوکریجینگ، فشار بخارآب.

* نویسنده عهده‌دار مکاتبات: زنجان، دانشگاه زنجان، دانشکدهٔ علوم، گروه علوم محیط‌زیست. تلفن: ۰۹۱۲۵۴۱۴۷۳۰

Email: khosravi@znu.ac.ir

۱- مقدمه

شناخت تغییرات عناصر اقلیمی و دستیابی به تصویری کلی از نحوهٔ توزیع مکانی آنها عاملی مهم در بررسی تغییر اقلیمی و مدیریت صحیح برنامه‌ریزی‌های محیطی به‌شمار می‌آید. رطوبت جو و اجزای آن، به‌ویژه فشار بخارآب، یکی از این عناصر است که در تصمیم‌گیری، طراحی و ارزیابی مدل‌های هیدرولوژیکی و نیز مدیریت و برنامه‌ریزی مبتنی‌بر آب در امتداد یک حوضهٔ آبی و یا در سطح ملی نقشی مهم دارد. اهمیت فشار بخارآب تا بدانجاست که منبع اصلی بارش تمامی سیستم‌های آب‌وهوایی، تأمین‌کنندهٔ گرمای نهان در این فرایند و کنترل‌کنندهٔ ساختار گرما در تروپوسفر (Trenberth and Stepaniak, 2003; Wentz et al., 2007; Serrano et al,1999) و همچنین، تشدیدکنندهٔ سرعت طوفان‌ها به‌شمار می‌رود (Allen and Sodden, 2008).

مقدار و توزیع مکانی رطوبت از عوامل اساسی برای تصمیم‌گیری، طراحی و ارزیابی مدل‌های هیدرولوژیکی و نیز مدیریت و برنامه‌ریزی مبتنی‌بر آب است. از دیگرسو، تغییرات مکانی رطوبت نیز آثار متنوع و گوناگونی در مدیریت و برنامه‌ریزی منابع آب در امتداد یک حوضهٔ آبی و در سطح ملی برجا می‌نهد. تغییرات در توزیع مکانی رطوبت متأثر از سیستم‌های گردش جهانی است که کمترین تغییر در الگوی آن ناهنجاری‌های شدید آب‌وهوایی را به‌دنبال دارد. بنابراین، درک اهمیت تحلیل تغییرات مکانی هریک از عناصر اقلیمی رویکردهای مطالعاتی متنوعی را می‌طلبد. در یک دسته‌بندی کلی، می‌شود دو رویکرد را برای این مطالعات در نظر گرفت: ۱. رویکردی که به تحلیل‌های نقطه‌ای می‌پردازد و معمولاً نقاط منفرد یا مجاور را کانون توجه قرار می‌دهد؛ ۲. رویکردی که عناصر را، با اتکا بر روش‌های میان‌یابی، به‌صورت پهنه‌ای مطالعه و بررسی می‌کند. در رویهٔ دوم، با استفاده از داده‌های نقطه‌ای چندی، تغییرات مکانی عنصر مورد نظر بررسی می‌شود که متکی بر محاسبه و تحلیل جبری نقشه‌هاست. بدین صورت که نقشه‌هایی با مشخصات مورد نظر تهیه می‌شود و عملیات تحلیلی روی سلول‌های آن انجام می‌گیرد. این رویه اگرچه روشی حجیم در محاسبه و برآورد تغییرات به‌شمار می‌رود، دقت و صحت بالایی دارد. از سویی، این روش ممکن است نقص ایستگاه‌ها را از لحاظ کمبود داده‌ها و یا داده‌های گمشده جبران کند. بررسی مشاهدات اندازه‌گیری‌شده را می‌شود به دو روش آمار کلاسیک و آمار مکانی انجام داد. در آمار کلاسیک، روش‌ها مبتنی‌بر استقلال مشاهدات نمونهٔ مستخرج از جامعه بنا شده‌اند. بدین معنا که عملکرد هریک از داده‌ها مستقل از دیگر داده‌هاست و نحوهٔ تأثیرگذاری آنها در یکدیگر و در فواصل مشخص بررسی نمی‌شود. به عبارت دیگر، در بررسی‌های آمار کلاسیک مقدار اندازه‌گیری‌شدهٔ هر کمیت معین در نمونه‌ای خاص هیچ‌گونه اطلاعاتی دربارهٔ مقدار همان کمیت در نمونهٔ دیگر و به فاصلهٔ معلوم نخواهد داشت. اما در آمار مکانی، مشاهدات مستقل از یکدیگر نیستند و برحسب موقعیت قرار گرفتنشان در فضای مورد مطالعه، به یکدیگر وابسته‌اند. بنابراین، با قاطعیت می‌شود بین مقادیر هر کمیت در جامعهٔ نمونه‌ها و فاصله و جهت قرارگیری نمونه‌ها به‌نسبت یکدیگر ارتباط برقرار کرد. البته ممکن است نمونه‌های مجاور تا فاصلهٔ معینی در قالب ساختار مکانی به هم وابسته باشند. در این حالت، بدیهی است که میزان تشابه بین مقادیر مربوط به نمونه‌های نزدیک‌تر احتمالاً بیشتر است. زیرا در صورت وجود ساختار مکانی، تغییرات ایجادشده در فضایی معین، درمقایسه با فضاهای دورتر از خود، امکان بیشتری برای تأثیرگذاری در فضاهای نزدیک به خود دارند. بنابراین، لحاظ کردن موقعیت فضایی و همچنین، وابستگی فضایی بین مشاهدات نمونه به شناخت بیشتر جامعهٔ مورد بررسی کمک می‌کند (محمدزاده، ۱۳۸۵). اولین بار هالی[1] (1686)، جغرافی‌دان و ستاره‌شناس انگلیسی، در بررسی وزش بادهای موسمی در زمین‌های

1. Halley

کشاورزی به داده‌های فضایی توجه کرد. پس از او، این مطالعات مورد توجه افرادی همچون استودنت[1] (1907) و فیشر[2] (1935) قرار گرفت. شاید بشود گفت پژوهشی که کریج[3]، مهندس معدن افریقای جنوبی، در این مورد انجام داد، انقلابی در استفاده از روش‌های آمار مکانی به‌شمار می‌آید. او با ابداع روشی نو با عنوان زمین‌آمار[4] ،در تجزیه و تحلیل داده‌های همبستهٔ فضایی نگرشی تازه ایجاد کرد که تا به امروز، به جرئت می‌شود آن را یکی از بهترین روش‌ها در تحلیل‌های آمار مکانی در نظر گرفت (Sokouti-Oskoee, 2008). از دیدگاه زمین‌آمار، هر نمونه تا حداکثر فاصله‌ای با نمونه‌های اطراف خود ارتباط مکانی دارد. این فاصلهٔ حداکثر که دامنهٔ تأثیر[5] نامیده می‌شود، اهمیت فراوانی دارد و درواقع، نشان‌دهندهٔ فاصله‌ای است که امکان استفاده از تخمینگرهای زمین‌آماری وجود دارد. بنابراین، انتظار می‌رود روش‌های زمین‌آمار، با در نظر گرفتن همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها و قابلیت استفاده از روابط بین متغیرها، امکان آن را داشته باشد که مشاهدات نقطه‌ای را با دقت و بر پایهٔ منطق علمی به پهنه‌ها تبدیل کند (مهدی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵). دو اصل مهم در استفاده از روش‌های زمین‌آمار برای پهنه‌بندی داده‌های مکانی داشتن نقاط پیمونگاه یا نقاط اندازه‌گیری‌شده با تعداد مناسب و پراکنش اصولی، و انتخاب روش بهینه برای پهنه‌بندی است. برای پهنه‌بندی داده‌های محیطی روش‌های زمین‌آماری چندی وجود دارد. تعیین مناسب‌ترین روش درون‌یابی در سطح هر منطقه و تبیین چگونگی توزیع فضایی و مکانی آن از طریق روشی صورت می‌گیرد که موقعیت، همبستگی و ساختار مکانی داده‌ها را بهتر در نظر بگیرد و دارای بیشترین دقت باشد.

امروزه استفاده از زمین‌آمار در علوم گوناگون، همچون خاک‌شناسی، معدن، هیدرولوژی، علوم محیط‌زیست و اقلیم‌شناسی کاربرد وسیعی یافته است. با بررسی‌هایی که نویسندگان این مقاله صورت دادند، به‌نظر می‌رسد هیچ منبع منتشرشده‌ای در ارتباط با بررسی تغییرات مکانی فشار بخارآب با کمک زمین‌آمار انجام نشده است. در عین حال، بررسی‌های چندی در ارتباط با کاربرد زمین‌آمار در تحلیل مکانی دیگر عناصر اقلیمی انجام شده است. در این رابطه، می‌شود به استفاده از روش‌های گوناگون زمین‌آمار به‌وسیلهٔ بیّارین و کرایفسکی[6] (2008)، میشائیلیدس و همکاران[7] (2009)، وارد و همکاران[8] (2011)، بستان و همکاران[9] (2012)، شی-گوآنگ و همکاران[10] (2013)، ساران و همکاران[11] (2013)، یوسمان و همکاران[12] (2013)، برای تحلیل مکانی بارش به تحقیقات گودل و همکاران[13] (1998)، رودریگس و همکاران[14] (2007)، کلپس و همکاران[15] (2008) و کلیتون و همکاران[16] (2013) برای تحلیل مکانی دما اشاره کرد. در ایران نیز هم‌زمان با توسعهٔ روش‌های جدید درون‌یابی، پژوهشگرانی همچون مسعودیان (۱۳۸۲)، ثقفیان و همکاران (۱۳۸۴)، عساکره (۱۳۸۴؛ ۱۳۸۶؛ ۱۳۸۷)، سلطانی و مدرس (۱۳۸۵)، مهرشاهی و خسروی (۱۳۸۹)، مظفری و همکاران (۱۳۹۱) و صفرراد و همکاران (۱۳۹۲) میزان دقت برآورد روش‌های زمین‌آمار را در داده‌های اقلیمی مقایسه کردند. هریک از این افراد، از بین روش‌های گوناگون زمین‌آماری، با در نظر گرفتن میزان دقت آنها، بهترین روش را برگزیدند. آنچه باید در بیشتر مطالعات مرتبط با تغییرات مکانی عناصر اقلیمی در نظر گرفت، این

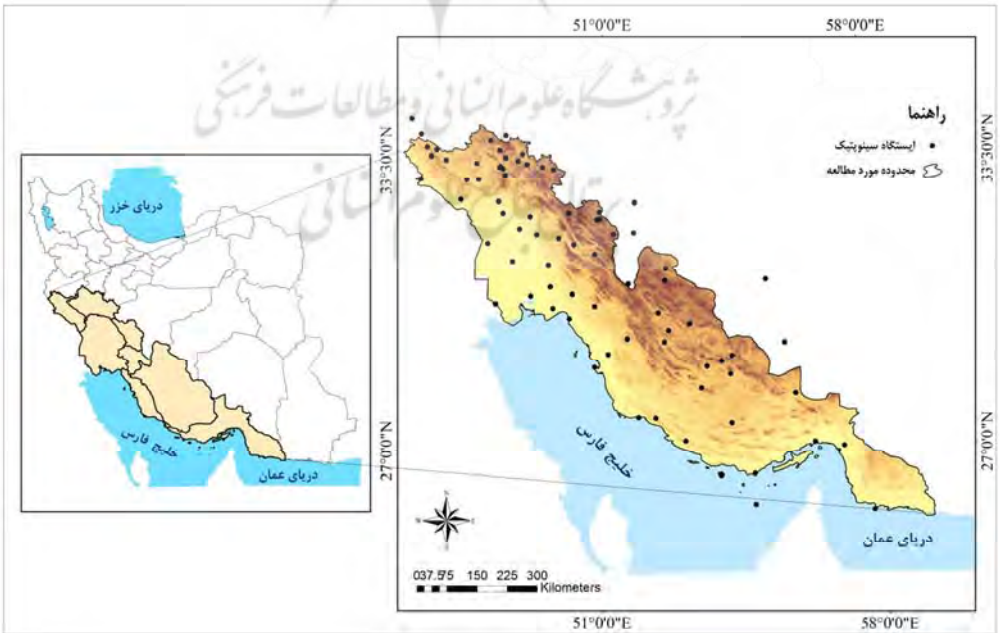
1. Student
2. Fisher
3. Krige
4. Geostatistics
5. Range of Influence
6. Villarin and Krajewski
7. Michaelides et al.
8. Ward et al.
9. Bostan et al.
10. Shi-Guang et al.
11. Sarann et al.
12. Usman et al.
13. Goodale et al.
14. Rodriguez et al.
15. Claps et al.
16. Clayton et al.

است که بسیاری از این مطالعات عناصر اقلیمی را فقط بررسی آماری کرده‌اند. این درحالی است که دستیابی به نگرش اقلیمی قوی در مطالعات محیطی نیازمند توجه به تحلیل‌های همدید در کنار روش‌های آماری است. کارآیی اقلیم‌شناسی همدید در تحلیل‌های محیطی را زمانی می‌شود پذیرفت که نخست، بشود گردش‌های جوی را به محیط سطحی ربط داد و دوم، این روابط محیط‌شناسان را در درک چگونگی کارکرد محیط یاری کند. به‌نظر می‌رسد ضرورت وجود چنین تحلیل‌هایی که به متغیرها، روش‌ها و شاخص‌های آماری را از زوایای گوناگون، در کنار بررسی‌های همدید می‌پردازند، ضمن دستیابی به نتایج گسترده با ابعاد متفاوت، ممکن است شناختی هوشمندانه از ویژگی‌های رطوبتی منطقه ارائه کند. بنابراین، امکان آن هست که ترکیب روش‌های زمین‌آمار با تحلیل‌های سینوپتیکی را نوآوری پژوهش حاضر دانست. براساس آنچه گفته شد، در این تحقیق تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های ایستگاه‌های سینوپتیک موجود در جنوب و جنوب‌غرب ایران که از طول دورهٔ آماری مناسب برخوردارند، تغییرات مکانی فشار بخارآب بررسی و مقادیر فشار بخارآب در مناطق بدون ایستگاه برآورد شود. همچنین، تلاش شده است با بهره‌گیری از متغیرهای کمکی ارتفاع، طول و عرض جغرافیایی مقادیر فشار بخارآب برآورد، و نتایج آن‌ها با یکدیگر مقایسه شود. درنهایت، دلایل توزیع فشار بخارآب در منطقهٔ مورد مطالعه بررسی می‌شود.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- مشخصات منطقه و داده‌های مورد استفاده

منطقهٔ مورد مطالعه پهنهٔ جغرافیایی جنوب و جنوب‌غرب ایران، با مساحت ۳۶۰۲۱۰ کیلومترمربع است. از ۸۶ ایستگاه سینوپتیک موجود در منطقه، به‌دلیل تکمیل نشدن بانک دادهٔ همهٔ ایستگاه‌ها، فقط از داده‌های فشار بخارآب ۷۸ ایستگاه سینوپتیک، شامل ۶۶ ایستگاه داخل و ۱۲ ایستگاه خارج از منطقه، جهت کاهش خطا در عملیات پهنه‌بندی در مرزها و مربوط به ۲۷ مرداد ۱۳۸۶ استفاده شد. دلیل انتخاب این تاریخ مشاهدهٔ فشار بخارآب فراگیر در این بخش از کشور در این روز است. شکل ۱ موقعیت و نحوهٔ پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد.



شکل ۱. موقعیت و نحوهٔ پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه

۲-۲- روش‌های مورد استفاده

۲-۲-۱- زمین‌آمار

زمین‌آمار شاخه‌ای از علم آمار و به‌دنبال شناسایی چگونگی توزیع مکانی داده‌ها و برآورد آنها در یک منطقه است. به عبارتی دیگر، می‌شود گفت در زمین‌آمار، ضمن بررسی وجود و یا نبودِ ساختار مکانی داده‌ها، به برآورد داده‌ها در نقاط فاقد نمونه نیز پرداخته می‌شود. روش‌های متنوعی جهت درون‌یابی داده‌های اقلیمی و بررسی نوع توزیع مکانی آنها وجود دارد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها کریجینگ[1] است. به‌دلیل معمول بودن روش کریجینگ و همچنین، وجود منابع گسترده در این رابطه، از ذکر معادلات آن صرف‌نظر شده است و فقط کلیات آن شرح داده می‌شود.

۲-۲-۲- کریجینگ

روش کریجینگ یکی از مهم‌ترین روش‌های زمین‌آمار در تخمین آمار مکانی است. این روش را متیرون[2] (1971)، به افتخار دنیل کریج، مهندس معدن افریقایی و پایه‌گذار زمین‌آمار، نامگذاری کرد. روش کریجینگ برای داده‌های با پراکنش مکانی نامنظم مفیدتر است و براساس تئوری تغییرنگار و تحلیل ساختار مکانی انجام می‌پذیرد (Lin et al., 2014). کریجینگ بر منطق میانگین متحرک وزن‌دار استوار است و اولین روش میان‌یابی است که به ساختار وابستگی فضایی داده‌ها توجه می‌کند (Saran et al., 2013). این روش را می‌شود به شکل‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده، کریجینگ عام، کریجینگ لوگ نرمال، کریجینگ گسسته، کریجینگ شاخص و کوکریجینگ مشاهده کرد که در سه روش کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ از دیگر روش‌ها متداول‌تر است و به همین دلیل، در این تحقیق نیز از این سه تکنیک استفاده شده است. هریک از این روش‌ها ویژگی‌هایی دارد که آگاهی از آنها برای انتخاب روش مناسب در هر منطقه الزامی است. در شرایطی که کاربر هیچ‌گونه اطلاعی از میانگین جامعهٔ نمونه نداشته باشد، استفاده از روش کریجینگ معمولی توصیه می‌شود (Webster and Oliver, 2007). در شرایطی که معمولاً اطلاعات پیشین درمورد میانگین متغیر موجود باشد، کریجینگ ساده به‌کار می‌رود. در روش کریجینگ عام فرض بر این است که افزون‌بر مؤلفهٔ همبستگی مکانی بین نقاط، انحراف یا روند نیز در مقادیر z وجود دارد.

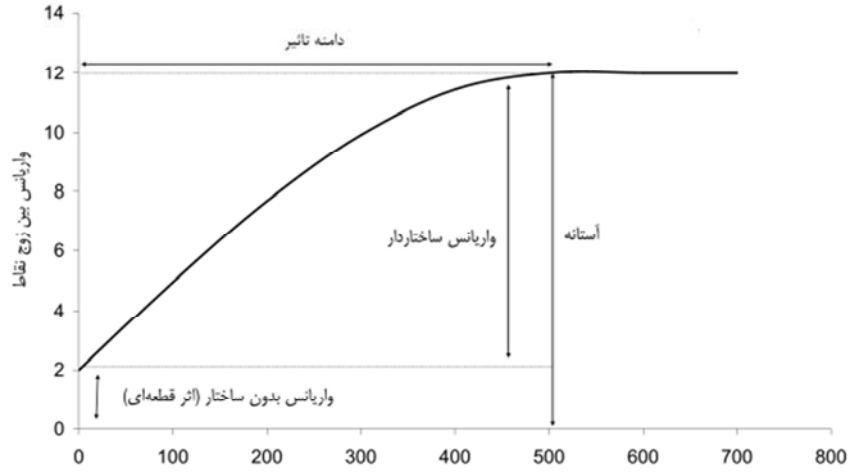
۲-۲-۳- واریوگرافی

تغییرنگار قلبِ زمین‌آمار و نشان‌دهندهٔ واریانس میانگین نقاط اندازه‌گیری با فاصلهٔ h است (Els et al.,2006) که در توصیف و تشریح ساختار تغییرپذیری متغیر ناحیه‌ای نقش اساسی بازی می‌کند. کوچک بودن این واریانس نشانهٔ وابستگی زیاد، و بزرگ بودن آن بیانگر وابستگی کم است. با استفاده از رابطهٔ عددی زیر می‌شود مقدار تغییرنگار را محاسبه کرد (Journel and Huijbregts, 1978).

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)}\sum_{\alpha=1}^{N(h)}\{z(x_\alpha) - z(x_\alpha + h)\}^2 \quad \text{رابطه (۱)}$$

در این رابطه $z(x_\alpha)$ مقدار نمونه در نقطهٔ x_α که متغیر ناحیه‌ای هم نامیده می‌شود، $z(x_\alpha + h)$ مقدار نمونه در نقطهٔ $x_\alpha + h$، $\gamma(h)$ مقدار تغییرنگار برای فاصلهٔ h (گام یا Lag) بین نمونه‌های $z(x_\alpha)$ و $z(x_\alpha + h)$ و N تعداد جفت نقاط اندازه‌گیری‌شده به فاصلهٔ h است. کوواریانس دو متغیر Z(s1) و Z(s2) هم تغییرنگار نامیده می‌شود که میزان تشابه و وابستگی بین دو متغیر را براساس فاصلهٔ بین آنها بیان می‌کند. شکل ۲ یک مدل نظری (تئوری) تغییرنگار را به‌همراه اجزای آن نشان می‌دهد:

1. Kriging
2. Matheron



شکل ۲. اجزای تشکیل‌دهندهٔ واریوگرام

منبع: نگارندگان

فاصله‌ای که در آن تغییرنگار به حد ثابتی رسیده و به حالت خط افقی نزدیک می‌شود، به‌طوری‌که در خارج از این فاصله، دیگر پیوستگی مکانی بین نمونه‌ها وجود نداشته باشد، دامنه یا شعاع تأثیر[1] (R) نامیده می‌شود. به مقدار ثابتی که تغییرنگار در دامنهٔ تأثیر به آن می‌رسد، سقف یا آستانهٔ تغییرنگار[2] گفته می‌شود. در تغییرنگار دو مؤلفهٔ ساختاردار و بدون ساختار وجود دارد. مؤلفهٔ بدون ساختار تغییرنگار مقدار تغییرنگار در مبدأ مختصات، یعنی به‌ازای $h = 0$، است که آن را اثر قطعه‌ای (C_0) می‌نامند. مؤلفهٔ ساختاردار (C) که برابر است با تفاضل مقدار آستانه و اثر قطعه‌ای، تابع موقعیت مکانی داده‌ها، یعنی فاصله و جهت قرارگیری آنها، و بیانگر تغییراتی است که علت آن را می‌شود در خصوصیات خود متغیر مکانی یافت. برای بیان استحکام ساختار فضایی متغیر می‌شود از نسبت C/C_0 استفاده کرد که برابر است با نسبت بزرگی مؤلفهٔ ساختاردار به مؤلفهٔ بدون ساختار تغییرنگار. نسبت دیگری نیز بدین منظور وجود دارد، یعنی $C_0/C + C_0$ ، که درواقع بیان می‌کند چه مقدار از کل تغییرپذیری را اثر قطعه‌ای توجیه می‌کند (Schabenberger and Gotway, 2005). چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵٪ باشد، نشاندهندهٔ همبستگی مکانی قوی است، بین ۲۵ تا ۷۵٪ بیانگر وابستگی مکانی متوسط، و بزرگ‌تر از ۷۵٪ نشان‌دهندهٔ وابستگی مکانی ضعیف خواهد بود (Cambardella et al., 1994). اگر مقدار تغییرنگار وابسته به جهت باشد، آن‌را تغییرنگار ناهمسانگرد و در غیراین‌صورت، همسانگرد می‌نامیم. در شرایط همسانگردی، تغییرنگار، صرف‌نظر از قرارگیری داده‌ها، در جهات گوناگون جغرافیایی محاسبه می‌شود که آن را تغییرنگار همه‌جهته می‌نامند. در حالت ناهمسانگردی، شدت و چگونگی تغییرپذیری مقادیر متغیر در جهت‌های جغرافیایی گوناگون متفاوت است. تفاوت رفتار متغیرها در جهات گوناگون نشانگر ناهمسانگردی میدان تصادفی است. در این پژوهش با رسم تغییرنگار در چهار جهت ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه که در هریک بازهٔ نوسان زاویه‌ای[3] ۲۲.۵ درجه در نظر گرفته شدند، ابتدا وضعیت همسانگردی مدل‌ها بررسی شد. همچنین، به‌منظور بررسی ساختار تغییرات مکانی مشاهدات فشار بخارآب، از تغییرنگار تجربی برای سه تکنیک کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی و کوکریجینگ و با برازش مدل‌های کروی[4]، نمایی[5]،

1. range of influence
2. sill
3. offset tolerance
4. spherical model
5. exponential model

گوسی[1]، دایره‌ای[2] و درجهٔ دو منطقی[3] استفاده شد. شایان ذکر است که به‌دلیل مشخص نبودن وضعیت روند در داده‌های فشار بخارآب در منطقهٔ مورد مطالعه و به استناد اصل استفاده از کریجینگ عام در صورت وجود روند، از این تکنیک در تحلیل استفاده نشد. همچنین، روش کوکریجینگ در سه حالت استفاده از متغیرهای کمکی ارتفاع، عرض جغرافیایی و طول جغرافیایی انجام شد.

۲-۲-۴- معیارهای ارزیابی تخمین

یکی از مهم‌ترین روش‌های تعیین دقت و خطای روش‌های میان‌یابی ارزیابی متقابل[4] است. این روش شامل حذف به‌نوبت نمونه‌ها و برآورد دوبارهٔ آن‌ها با استفاده از همهٔ نمونه‌ها و مدل برازش‌شده بر تغییرنگار تجربی است. بنابراین با در دست داشتن دو دستهٔ داده (داده‌های اندازه‌گیری‌شده[5] و داده‌های برآوردشده[6]) می‌شود مدل‌های تخمین را ارزیابی کرد. آماره‌های گوناگونی جهت آزمون دقت و خطا استفاده می‌شود که از مهم‌ترین آن‌ها روش‌های زیر است (Clayton et al., 2006; Adrian et al., 2013).

رابطه (۲) $$MAE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Z^*(x_i) - z(x_i)\right|$$

رابطه (۳) $$MBE = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Z^*(x_i) - z(x_i))$$

رابطه (۴) $$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Z^*(x_i) - z(x_i))^2}$$

رابطه (۵) $$R^2 = \frac{\{\sum_{i=1}^{n}[(Z(x_i)-\overline{Z})(Z^*(x_i)-\overline{Z^*})]\}/(n-1)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Z(x_i)-\overline{Z})^2/(n-1)}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Z^*(x_i)-\overline{Z^*})^2/(n-1)}}$$

در فرمول‌های بالا، $Z^*(x_i)$ مقدار برآوردشدهٔ متغیر مورد نظر، $Z(x_i)$ مقدار اندازه‌گیری‌شدهٔ متغیر مورد نظر، N تعداد داده‌ها، MAE[7] دقت، MBE[8] انحراف، RMSE[9] ریشهٔ دوم مربع خطا و R^2 ضریب همبستگی است.

در میان روش‌های گوناگون زمین‌آمار همچون کریجینگ، وزن‌دهی فاصلهٔ معکوس[10]، توابع پایهٔ شعاعی[11] و TPSS[12]، روش کریجینگ روشی احتمالی، محلی، دقیق، خطی، ناریب، بهینه و با واریانس کم به‌شمار می‌آید (عساکره، ۱۳۸۶؛ Sarann et al., 2013; Khalili, 20014). مزیت دیگر روش کریجینگ استفاده از تغییرنما[13] به‌منزلهٔ یکی از فاکتورهای اساسی این روش، برای بررسی تغییرپذیری مکانی داده‌های فضایی است. بنابراین، با توجه به چنین ویژگی‌های مهمی، در این پژوهش برای پهنه‌بندی و تحلیل مکانی داده‌های فشار بخارآب از روش کریجینگ استفاده شد.

۳- نتایج و بحث

یکی از اصول مهم در افزایش دقت تخمین تکنیک‌های زمین‌آماری نرمال بودن داده‌هاست (Goovaerts, 1997). توزیع غیرنرمال داده‌ها موجب نوسان زیاد در تغییرنما می‌شود و قابلیت اعتماد به نتایج تحلیلی را کاهش خواهد داد. بنابراین، در این پژوهش و در نخستین گام، با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنف[14] (K-S) وضعیت نرمال بودن داده‌ها بررسی شد. با توجه به میزان پایین sig در داده‌های خام (۰.۰۰۹)، فرض H0 که بیانگر نرمال بودن توزیع داده‌هاست، با اطمینان ۹۵٪ در مقابل فرض H1 (عدم توزیع نرمال داده‌ها) رد شد. به‌منظور نرمال کردن داده‌ها، تبدیل لگاریتمی پایهٔ طبیعی به‌کار رفت و درنهایت، نرمال بودن داده‌ها (فرض H0) با sig ۰.۵۸ تأیید شد. نتایج مربوط به آزمون کولموگروف-اسمیرنف و همچنین، خلاصه‌ای

1. Gaussian model
2. circular model
3. rational quadratic
4. Cross-Validation
5. Measured
6. Predicted
7. Mean Bias Error
8. Mean Absolute Error
9. Root Mean Square
10. Inverse Distance Weighting (IDW)
11. Radial Basis Functions (RBF)
12. Thin Plate Spline
13. Variogram
14. Kolmogorov-Smirnov Test

از ویژگی‌های آمار توصیفی مشاهدات در قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی در جدول‌های ۱ و ۲ آورده شده است. یکی دیگر از راه‌های شناخت وضعیت توزیع نرمال داده‌ها بررسی میزان چولگی نمونه‌هاست. داده‌هایی با چولگی بین ۱ و ۱ داده‌های دارای توزیع نرمال در نظر گرفته می‌شوند. مقدار چولگی بیشتر گویای یکنواخت نبودن واریانس، وجود جوامع فرعی و داده‌های پرت است. پس از گرفتن لگاریتم، مقادیر میانگین و میانه بسیار به هم نزدیک شدند و مقدار چولگی از ۱.۳۹ به ۰.۵۷ رسید که مؤید انحراف اندک از توزیع نرمال داده‌هاست.

۳-۱- تحلیل واریوگرافی

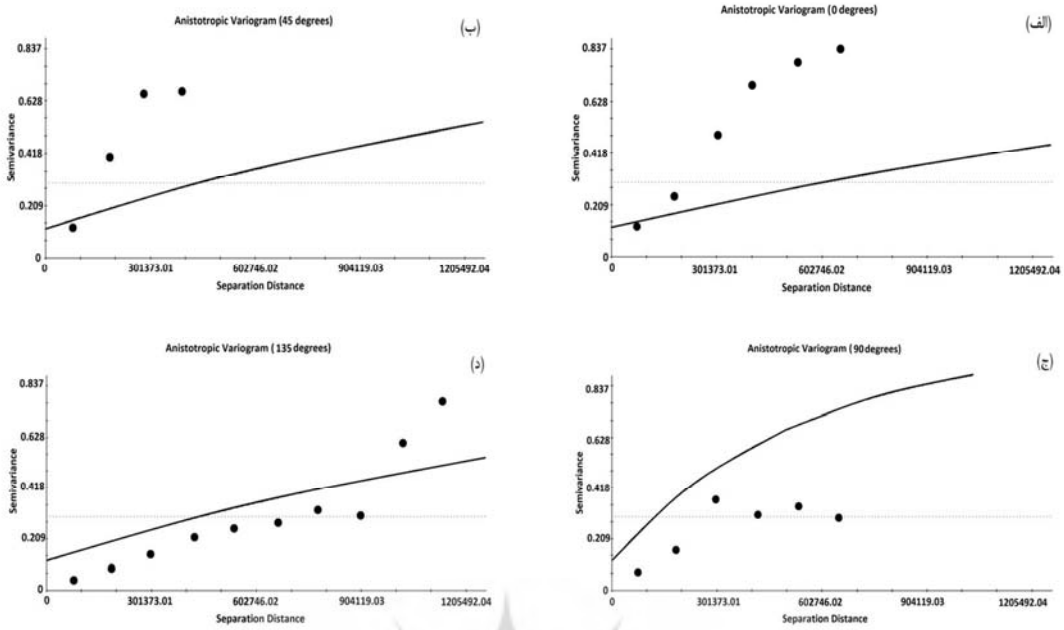
در بررسی ساختار مکانی مقادیر فشار بخارآب، پس از رسم تغییرنگار در چهار جهت ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه که در هریک بازهٔ نوسان زاویه‌ای ۲۲.۵ درجه در نظر گرفته شد، ابتدا وضعیت همسانگردی مدل‌ها بررسی شد. شکل‌های ۳- الف تا ۳- د، به‌ترتیب، تغییرنگارهای مدل نمایی روش کریجینگ در جهات ۰، ۴۵، ۹۰ و ۱۳۵ درجه را نشان می‌دهند که به‌منزلهٔ مدل بهینه با نرم‌افزار GS+ استخراج شده‌اند. مقایسهٔ این تغییرنگارها حاکی از یکسان بودن محدودهٔ دامنهٔ تأثیر و آستانه در همهٔ جهات است و بنابراین، ناهمسانگردی مشخصی مشاهده نشد و تغییرنمای مورد بررسی در حالت همه‌جهته (همسانگرد) بررسی شد (شکل ۴). تغییرنگار سطحی در جهات گوناگون نیز در شکل ۵ مشاهده می‌شود که بیانگر یکسان بودن روند کلی در جهات گوناگون است. نتایج آنالیز تغییرنگار برای هریک از این مدل‌ها و مشخصات آنها در حالت همسانگرد در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۱. آزمون نرمال بودن مشاهدات فشار بخارآب از طریق آزمون کولموگروف-اسمیرنف

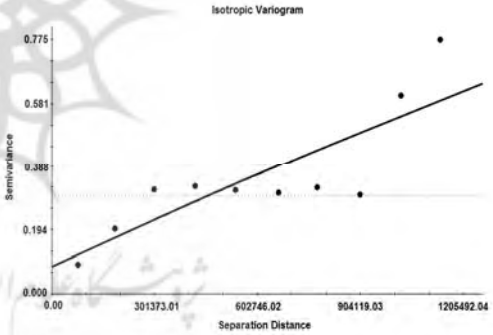
		مشاهدات خام	مشاهدات بعد از تبدیل لگاریتمی
تعداد مشاهدات		۷۸	۷۸
Normal Parameters	میانگین	۱۴.۵۷	۲.۵۲
	انحراف معیار	۹.۰۷	۰.۵۴
Most Extreme Differences	قدرمطلق	۰.۱۸۶	۰.۰۸۸
	مثبت	۰.۱۸۶	۰.۰۸۶
	منفی	۰.۱۵-	۰.۰۸۸-
Kolmogorov-Smirnov Z		۱.۶۳	۰.۷۷۶
Asymp. Sig. (2-tailed)		۰.۰۰۹	۰.۵۸۴

جدول ۲. خلاصه‌ای از ویژگی‌های آمار توصیفی مشاهدات، قبل و بعد از تبدیل لگاریتمی

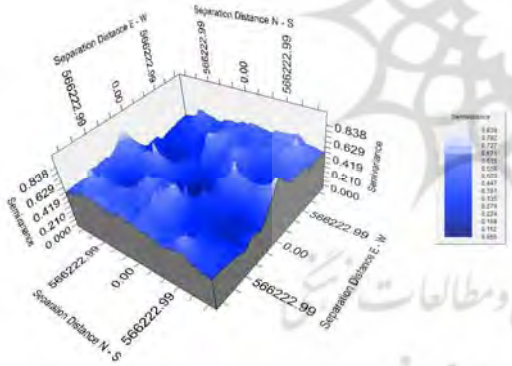
	مشاهدات قبل از تبدیل لگاریتمی	مشاهدات بعد از تبدیل لگاریتمی
حداکثر	۳۸.۷۲	۳.۶۶
حداقل	۵.۱۹	۱.۶۵
میانگین	۱۴.۵۷	۲.۵۲
میانه	۱۱.۲۹	۲.۴۲
واریانس	۸۲.۳۲	۰.۲۹
چولگی	۱.۳۹	۰.۵۷
کشیدگی	۰.۸۳	-۰.۵۸



شکل ۳. تغییرنگارهای تجربی جهت‌های گوناگون. الف) آزیموت صفر درجه، ب) آزیموت ۴۵ درجه، ج) آزیموت ۹۰ درجه، د) آزیموت ۱۳۵ درجه



شکل ۴. تغییرنگار همسانگرد



شکل ۵. تغییرنگار سطحی همسانگرد

نسبت واریانس اثر قطعه‌ای به آستانه یا واریانس کل (C0/C0+C) شاخصی از قدرت ساختار مکانی در متغیرهاست که طبق توضیحات داده‌شده، به سه دستهٔ قوی، متوسط و ضعیف تقسیم می‌شوند. در تغییرنگارهای محاسبه‌شده برای مقادیر فشار بخارآب برای هریک از مدل‌ها، نسبت‌های متفاوتی مشاهده شد. در برازش مدل‌ها روی روش‌های کوکریجینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی، متوسط اثر قطعه‌ای به آستانهٔ بیشتر از ۷۵٪ محاسبه شده است که وابستگی ضعیف مکانی در محدودهٔ دامنه تأثیر را نشان می‌دهد. درواقع، با مشاهدهٔ درجات وابستگی مدل‌های کریجینگ معمولی و ساده (قوی و متوسط)، نتیجه گرفته می‌شود که وابستگی مکانی مشاهدات فشار بخارآب بیشتر از زمانی است که عواملی همچون طول و عرض جغرافیایی در تخمین مقادیر فشار بخارآب در منطقه استفاده می‌شود. درجهٔ وابستگی مکانی ضعیف

جدول ۳. پارامترهای تجربی و مدل برازش داده‌شده بر تغییرنگارهای تجربی مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران

روش	الگو – تابع	Sill (C0+C)	Nugget (C0)	C0/C0+C (درصد)	Range (متر)	کلاس وابستگی مکانی
OK	دایره‌ای	۰.۶۴۳	۰.۲۶۲	۰.۴۰	۲۴۲۶۲۹	متوسط
	کروی	۰.۶۷۶	۰.۲۲۹	۰.۳۳	۲۶۳۵۳۲	متوسط
	نمایی	۰.۹۳۴	۰	۰	۲۲۷۱۰۷	قوی
	گوسی	۰.۵۸۴	۰.۳۲۱	۰.۵۴	۲۱۹۷۲۲	متوسط
	درجهٔ دو منطقی	۰.۷۱۵	۰.۱۹	۰.۲۶	۳۰۳۲۸۴	متوسط
SK	دایره‌ای	۰.۳۱۱	۰.۰۲۳	۰.۰۷	۳۸۳۱۲۹	قوی
	کروی	۰.۳۱۶	۰.۰۲۲	۰.۰۷	۳۴۲۹۳۱	قوی
	نمایی	۰.۳۲۷	۰.۰۰۹	۰.۰۳	۵۳۷۰۰۰	قوی
	گوسی	۰.۲۹۶	۰.۰۵۲	۰.۱۸	۳۷۶۲۴۵	قوی
	درجهٔ دو منطقی	۰.۲۷۴	۰.۰۴۱	۰.۱۵	۳۲۱۴۳۵	قوی
CoK with Elev	دایره‌ای	۰.۶۴۹	۰.۲۵۷	۰.۴۰	۲۴۰۳۰۶	متوسط
	کروی	۰.۶۸۹	۰.۲۱۶	۰.۳۱	۲۵۸۱۹۱	متوسط
	نمایی	۰.۹۲۷	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱	۲۳۱۸۳۳	قوی
	گوسی	۰.۶۰۰	۰.۳۱۱	۰.۵۲	۲۱۵۷۷۴	متوسط
	درجهٔ دو منطقی	۰.۷۳۳	۰.۱۷۲	۰.۲۳	۳۰۶۷۳۵	قوی
CoK with Lat	دایره‌ای	۰.۳۰۲	۰.۶۰۳	۲.۰۰	۴۴۹۱۲۷	ضعیف
	کروی	۰.۳۰۷	۰.۵۹۸	۱.۹۵	۵۰۵۲۸۹	ضعیف
	نمایی	۰.۶۸۶	۰.۵۱۹	۰.۷۶	۵۰۵۲۸۹	ضعیف
	گوسی	۰.۲۶۳	۰.۶۴۲	۲.۴۴	۴۲۷۶۱۰	ضعیف
	درجهٔ دو منطقی	۰.۳۴۶	۰.۵۵۹	۱.۶۲	۶۰۲۹۷۱	ضعیف
CoK with Lon	دایره‌ای	۰.۲۳۷	۰.۶۶۸	۲.۸۲	۵۲۸۶۷۱	ضعیف
	کروی	۰.۲۵۱	۰.۶۵۴	۲.۶۱	۵۸۰۱۷۳	ضعیف
	نمایی	۰.۳۸۲	۰.۵۲۳	۱.۳۷	۵۰۷۶۰۱	ضعیف
	گوسی	۰.۲۲۰	۰.۶۸۴	۳.۱۱	۴۸۱۷۴۱	ضعیف
	درجهٔ دو منطقی	۰.۳۱۸	۰.۵۸۷	۱.۸۵	۶۴۴۱۳۴	ضعیف

OK: کریجینگ معمولی
SK: کریجینگ ساده
CoK with Elev: کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع
CoK with Lon: کوکریجینگ با متغیر کمکی طول جغرافیایی
CoK with Lat: کوکریجینگ با متغیر کمکی عرض جغرافیایی

برای داده‌های فشار بخارآب بدان معناست که غیر از عوامل درون‌زاد، یعنی خصوصیات ذاتی خود متغیر همچون موجودی رطوبت منطقه، دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی و وضعیت درجهٔ حرارت منطقه، عوامل بیرونی نیز مانند تغییرات ارتفاعی، میزان پخش به‌وسیلهٔ باد، گردش عمومی جو، آرایش سامانه‌ها و ... در تغییرپذیری مشاهدات فشار بخارآب اثر گذاشته است. وجود همبستگی قوی در این نتایج، هنگام استفاده از روش کریجینگ (معمولی و ساده) و یا با کمک متغیر ثانویهٔ ارتفاع مشاهده می‌شود. با بررسی ضریب تبیین هریک از مدل‌ها، می‌شود درستی محاسبهٔ درجات همبستگی مکانی بین داده‌ها را به‌خوبی دریافت. به‌طوری‌که وجود همبستگی مکانی قوی در بین مشاهدات، خود را در نتایج نهایی مدل، یعنی ضریب تبیین هریک از مدل‌های گویای رابطهٔ بین داده‌های اندازه‌گیری‌شده و داده‌های پیش‌بینی‌شده، نشان داده است (جدول ۳).

دامنهٔ تأثیر تغییرنگار فاصله‌ای است که در ورای آن، مشاهدات همبستگی مکانی وجود ندارد و می‌شود آنها را مستقل از یکدیگر محسوب کرد (Sun et al., 2003). با مشاهدهٔ اعداد مربوط به این فاکتور در جدول ۳، مشخص می‌شود دامنهٔ تأثیر زیاد متعلق به روش کوکریجینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی است. دامنهٔ تأثیر بزرگ دلالت بر ساختار مکانی گسترده‌تر و پراکنش یکنواخت‌تر دارد. اما باید این نکته را یادآور شد که ساختار مکانی گسترده‌تر دلیلی بر همبستگی مکانی قوی‌تر نیست. با توجه به نتایج موجود در جدول مشخص می‌شود که پیوستگی مکانی قوی معمولاً در فواصل کوتاه بروز کرده است. زیرا طولانی بودن محدودهٔ تغییرپذیری نشان‌دهندهٔ

وجود اختلاف واریانس زیاد داده‌هاست (میرسجادی و همکاران، ۱۳۹۰).

یکی دیگر از ویژگی‌های مهم تغییرنگار تعیین تعداد زوج‌نقاط تشکیل‌دهندهٔ هریک از گام‌های تغییرنگار است. جدول ۴ نشان می‌دهد که هریک از گام‌های تغییرنگار از چه تعداد زوج‌نقاط تشکیل شده است. برای نمونه، گام اول دربرگیرندهٔ ۲۸۲ زوج و گام دوم شامل ۵۷۳ زوج است و همچنین، فاصله و واریانس مندرج در آن، به‌ترتیب، نشان‌دهندهٔ متوسط فواصل زوج‌ها از یکدیگر و میانگین واریانس مقادیر شاخص زوج‌هاست. بنابراین، به‌راحتی می‌شود مشخص کرد که چه ایستگاه‌هایی و با چه مشخصاتی با یکدیگر زوج شده‌اند. طبق این جدول، طبقهٔ ۱۰ بیشترین میزان واریانس را دارد. بنابراین، تشخیص داده می‌شود که کدام‌یک از ایستگاه‌ها با یکدیگر زوج شده‌اند تا افزایش واریانس را در طبقهٔ ۱۰ تغییرنگار سبب شود. به‌دلیل زیاد بودن تعداد زوج‌نقاط طبقهٔ ۱۰، از نام بردن همهٔ نقاط صرف‌نظر شده و فقط سه زوج‌نقطه در جدول ۵ آورده شده که موجب رخداد بیشترین پراش در این گام از تغییرنگار شده‌اند. با توجه به این جدول، می‌شود گفت که ایستگاه‌های ریماله در استان لرستان، میناب در بندرعباس، نورآباد استان لرستان، بندرعباس، جاسک و الیگودرز موجب افزایش ناگهانی واریانس این گام شده‌اند. در صورت حذف این ایستگاه‌ها، می‌شود به نتایجی با دقت بیشتر در ترسیم تغییرنگارها دست یافت. برای نمونه، با شرکت این نقاط در محاسبهٔ تغییرنگار، میانگین پراش ۰.۳۵ و پس از حذف این نقاط، میانگین پراش به ۰.۲۳ تنزل پیدا کرد. بنابراین، با بررسی پراش زوج‌نقاط می‌شود ایستگاه‌هایی را شناسایی کرد که در تحلیل‌های اولیه همچون تشخیص داده‌های پرت، هیچ‌گونه رفتاری مبنی‌بر غیرنرمال بودن از خود نشان نمی‌دادند و بنابراین، آنها را در تحلیل داده‌ها و به‌منظور افزایش دقت پهنه‌بندی در محاسبات وارد نکرد.

جدول ۴. اطلاعات مربوط به نقاط تغییرنگار تجربی مدل نمایی

طبقه (Lag Class)	تعداد زوج‌نقاط	میانگین فاصله (متر)	میانگین واریانس
۱	۲۸۲	۷۵۶۸۴.۴۱	۰.۰۹
۲	۵۷۳	۱۸۳۶۴۹.۳	۰.۱۹۸
۳	۵۸۴	۲۹۹۳۱۰.۷	۰.۳۱۸
۴	۴۲۶	۴۱۹۵۳۲.۴	۰.۳۲۸
۵	۳۴۶	۵۳۸۲۲۷.۹	۰.۳۱۶
۶	۲۴۷	۶۶۳۳۲۰.۹	۰.۳۰۷
۷	۲۲۰	۷۷۶۷۰۳	۰.۳۲۴
۸	۱۴۱	۹۰۱۰۹۹.۵	۰.۳۰۱
۹	۱۰۲	۱۰۲۲۰۹۸	۰.۶۰۷
۱۰	۴۵	۱۱۳۶۸۹۴	۰.۷۷۵

جدول۵. زوج‌نقاط طبقهٔ دهم تغییرنگار تجربی مدل نمایی

زوج‌نقاط	زوج اول	زوج دوم	فاصله (کیلومتر)	واریانس
۱	ریماله	میناب	۱۱۰۴	۲.۹۹۳
۲	نورآباد	بندر عباس	۱۱۰۱	۲.۹۹۳
۳	جاسک	الیگودرز	۱۱۶۳	۲.۸۹

۳-۲- ارزیابی روش‌ها در انتخاب بهترین مدل برای ترسیم نقشه

با آزمون مدل‌های برازش‌یافته شامل مدل‌های دایره‌ای، کروی، نمایی، گوسی و درجهٔ دو منطقی بر روش‌های کریجینگ ساده، کریجینگ معمولی، کوکریجینگ با متغیرهای کمکی ارتفاع، عرض و طول جغرافیایی مشخص شد که بهترین مدل‌های برازش روی این تکنیک‌ها، به‌ترتیب، الگوهای گوسی، گوسی، نمایی، درجهٔ دو منطقی و نمایی است. ملاک انتخاب این مدل‌ها روش ارزیابی متقاطع است. بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از مقادیر MAE، MBE، RMSE و R^2، بهترین الگویی که مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران در ۲۷ مرداد ۱۳۸۶ را از نظر مکانی توجیه می‌کند، الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع است (جدول ۶ و شکل ۶). با توجه به یافته‌های بالا، نقشهٔ پهنه‌بندی فشار بخارآب با الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع به‌منزلهٔ الگوی برتر جهت تحلیل‌های بعدی ترسیم شد (شکل ۷).

جدول ۶. نتایج ارزیابی روش‌های درون‌یابی برای برآورد مقادیر فشار بخارآب

روش	الگو - تابع	نتایج ارزیابی متقابل			
		MBE	MAE	RMSE	R2
OK	دایره‌ای	-۰.۰۱۱	۰.۱۸۳	۰.۲۴۰۰	۰.۸۰
	کروی	-۰.۰۱۲	۰.۱۸۳	۰.۲۴۰۶	۰.۸۰
	نمایی	-۰.۰۱۶	۰.۱۹۶	۰.۲۵۱	۰.۷۸
	گوسی	-۰.۰۱۱	۰.۱۷۶	۰.۲۳۴	۰.۸۱
	درجه دو منطقی	-۰.۰۱۵	۰.۱۹۲	۰.۲۵۱	۰.۷۸
CoK with Elev	دایره‌ای	-۰.۰۰۳	۰.۱۷۹	۰.۲۳	۰.۸۲
	کروی	-۰.۰۰۶	۰.۱۷۵	۰.۲۲۶	۰.۸۳
	نمایی	-۰.۰۰۵	۰.۱۶۹	۰.۲۳۱	۰.۸۳
	گوسی	-۰.۰۰۶	۰.۱۸۰	۰.۲۳۹	۰.۸۱
	درجه دو منطقی	-۰.۰۰۸	۰.۱۷۴	۰.۲۲۴	۰.۸۳
CoK with Lon	دایره‌ای	-۰.۰۱۳	۰.۲۶۴	۰.۳۳۶	۰.۷۶
	کروی	-۰.۰۱۴	۰.۲۵۹	۰.۳۳۲	۰.۷۷
	نمایی	-۰.۰۱۸	۰.۲۳۸	۰.۳۱۱	۰.۷۸
	گوسی	-۰.۰۱۴	۰.۲۶۲	۰.۳۳۳	۰.۷۷
	درجه دو منطقی	-۰.۰۱۶	۰.۲۳۹	۰.۳۱۲	۰.۷۸

روش	الگو - تابع	نتایج ارزیابی متقابل			
		MBE	MAE	RMSE	R2
SK	دایره‌ای	-۰.۰۳۳	۰.۲۱۶	۰.۲۹۲	۰.۷۴
	کروی	-۰.۰۳۶	۰.۲۱۷	۰.۲۹۴	۰.۷۳
	نمایی	-۰.۰۴۲	۰.۲۳۰	۰.۳۱	۰.۷۰
	گوسی	-۰.۰۳۱	۰.۲۱۴	۰.۲۹۲	۰.۷۳
	درجه دو منطقی	-۰.۰۴۰	۰.۲۲۴	۰.۳۰۴	۰.۷۱
CoK with Lat	دایره‌ای	-۰.۰۱۳	۰.۲۴۲	۰.۳۰۹	۰.۷۸
	کروی	-۰.۰۱۳	۰.۲۴۱	۰.۳۰۸	۰.۷۸
	نمایی	-۰.۰۱۵	۰.۲۳۵	۰.۳۰۲	۰.۷۸
	گوسی	-۰.۰۴	۰.۲۴۳	۰.۳۱	۰.۷۸۲
	درجه دو منطقی	-۰.۰۱۳	۰.۲۳۳	۰.۲۹۹	۰.۷۸

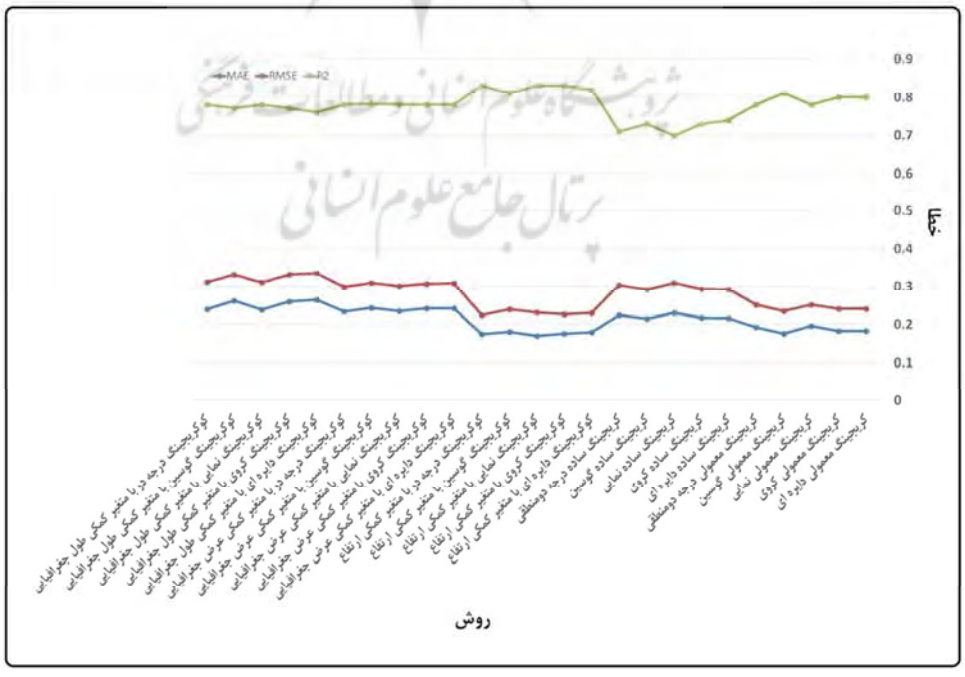
OK: کریجینگ معمولی

SK: کریجینگ ساده

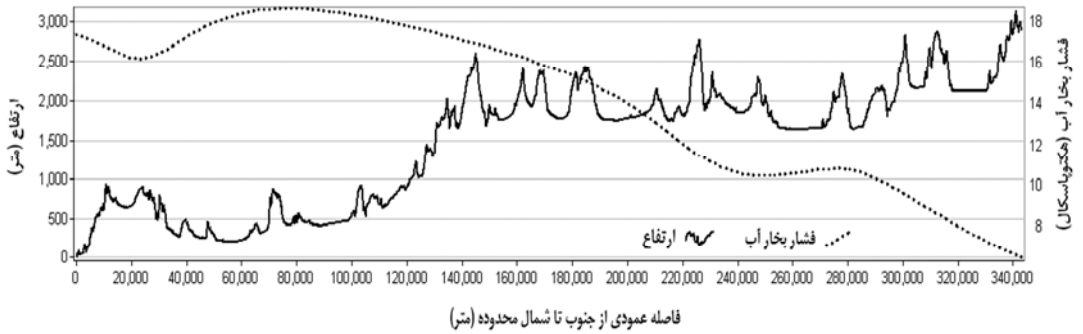
CoK with Elev : با متغیر کمکی ارتفاع

CoK with Lon: ل جغرافیایی

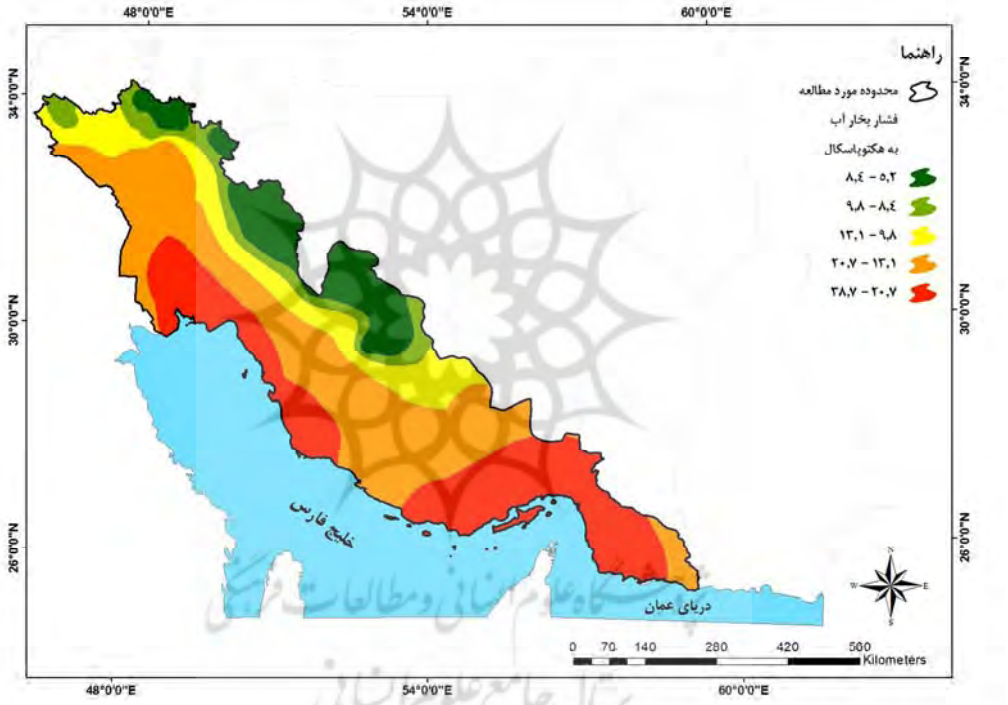
CoK with Lat: جغرافیایی — مکی عرض



شکل۶. نتایج ارزیابی روش‌های گوناگون زمین‌آمار جهت برآورد مقادیر فشار بخارآب



شکل ۷. نیمرخ فشار بخارآب (هکتوپاسکال) و ارتفاع (متر) در راستای جنوب- شمال



شکل ۸. نقشهٔ فشار بخارآب با الگوی نمایی از روش کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع در جنوب و جنوب‌غرب ایران

با توجه به شکل ۷، حاشیهٔ خلیج‌فارس و دریای عمان مناطقی با بیشترین دریافت فشار بخارآب، و بخش‌های شمال و شمال‌غرب منطقه مناطقی با کمترین میزان فشار بخارآب تخمین‌زده شده‌اند. سه دلیل مهم دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی عمده، همچون خلیج‌فارس و دریای عمان، وجود سد ارتفاعی زاگرس و استقرار پرفشار قوی پویشی در نزدیکی منابع رطوبتی جنوب و جنوب‌غرب کشور را می‌شود برای رخداد چنین توزیعی برشمرد. شاید گرمایش زیاد که به افزایش گنجایش رطوبتی منجر می‌شود و همچنین، دریافت رطوبت از دو منبع عظیم خلیج‌فارس و دریای عمان را بشود دلایل عمده‌ای برای فزونی فشار بخارآب در مناطق همجوار خلیج‌فارس و دریای عمان دانست (مسعودیان و کاویانی، ۱۳۸۷). البته این الگوی مکانی

بخارآب تا فاصله‌ای معین از این منابع رطوبتی دیده می‌شود و با فاصله گرفتن از این منابع، از حجم بخارآب کاسته می‌شود. یکی از مهم‌ترین دلایل رخداد چنین وضعیتی استقرار پرفشار قوی پویشی در بخش بزرگی از جو این مناطق است که سبب انباشتگی بخارآب در لایه‌های مجاور زمین می‌شود و اجازهٔ توزیع بیشتر رطوبت به مناطق دورتر نمی‌دهد (شکل ۸). بنابراین طبق انتظارات پیشین، مقادیر بخارآب با دور شدن از منابع رطوبتی درحال کاهش است. مقادیر رطوبت، پس از دور شدن از این منابع (حدود ۱۵۰ کیلومتر)، با شیب بسیار کندی رو به کاهش است. با فاصله گرفتن از ساحل و نزدیک شدن به ارتفاعات زاگرس، این سد عظیم کوهستانی مانع نفوذ رطوبت ساحل و دیگر منابع رطوبتی به اعماق خشکی می‌شود و ناحیه‌ای را به‌صورت کمربندی مرطوب، در فاصلهٔ دریا تا رشته‌کوه‌ها ایجاد می‌کند. وضعیت کاهش بخارآب در ارتباط با دوری و نزدیکی به منابع رطوبتی خلیج‌فارس و همچنین، رسیدن به مناطق مرتفع در شکل نیمرخ ارتباط فشار بخارآب و ارتفاع (شکل ۸) مشاهده می‌شود. با توجه به این نیمرخ، می‌شود گفت که اثر تخلیهٔ رطوبت تودهٔ هوا، پیش از رسیدن به ارتفاعات بلند، توسط ناهمواری‌ها شروع می‌شود و از محتوای رطوبتی آنها با شیب ملایمی کاسته می‌شود اما به محض ورود به ارتفاعات زاگرس (حدود ۲۶۰۰ متر) کاهش با شیب بیشتری ادامه می‌یابد. همان‌طورکه به‌نظر می‌رسد، شروع کاهش شدید بخارآب دقیقاً از بالاترین نقاط ارتفاع شروع نشده بلکه پیش از ورود به ارتفاعات بلند این کاهش آغاز می‌شود. شاید بشود سردی نسبی هوا در مناطق مرتفع زاگرس را عامل مهم در کاهش گنجایش رطوبتی هوا (بخارآب جو) دانست. بنابراین، می‌شود گفت که یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل توزیع مقدار بخارآب جو وضعیت شرایط حرارتی منطقه است. یعنی اینکه هر جا هوا گرم‌تر باشد، مقدار بخارآب نیز افزایش می‌یابد. باید به این نکته هم توجه کرد که بخارآب هم از شرایط حرارتی تأثیر می‌پذیرد و هم خود عاملی مهم در وضعیت حرارتی منطقه به‌شمار می‌آید. زیرا بخارآب مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای است که فراوانی آن سبب تغییرات دما، به‌ویژه دمای شبانه می‌شود. به‌طوری‌که در حاشیهٔ خلیج‌فارس و دریای عمان، یعنی مناطقی که با افزایش بخارآب روبه‌رو هستند، دمای شبانه بالاتر می‌رود و در مناطقی که بخارآب کم‌تری دارند، ممکن است افت دمای شبانه را شاهد باشیم. همین عامل باعث نوسان شدید دمای شبانه‌روز در مناطق با کاهش بخارآب و نوسان اندک دمای شبانه‌روز در مناطق با حداکثر بخارآب می‌شود.

۴- نتیجه‌گیری

یکی از ویژگی‌های عناصر محیطی تغییرات پیوستهٔ مکانی آنهاست. این تغییرات از نقطه‌ای به نقطهٔ دیگر به‌گونه‌ای است که تحلیل آنها با کمک آمار کلاسیک، به‌دلیل لحاظ نشدن موقعیت مکانی داده‌ها در تحلیل‌ها، به‌سادگی امکان‌پذیر نیست. بنابراین برای حل این مشکل شعبه‌ای دیگر از آمار، یعنی آمار مکانی، به‌دلیل استفاده از توابع ریاضیاتی در تغییرات مکانی داده‌ها به‌کار خواهد رفت. در تحقیق حاضر، ابتدا از تحلیل واریوگرافی و روش‌های زمین‌آماری کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ برای تحلیل مکانی مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران استفاده شد و سپس، با استفاده از تکنیک ارزیابی متقاطع، بهترین روش، یعنی کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع برای پهنه‌بندی این عنصر اقلیمی انتخاب شد. نتایج نشان داد که مقادیر فشار بخارآب دارای الگوی توزیع مکانی مشخص و پیوستگی مکانی برای روش‌های کریجینگ معمولی، کریجینگ ساده و کوکریجینگ با متغیر کمکی ارتفاع با درجهٔ قوی و متوسط، و برای روش‌های کوکریجینگ با متغیرهای کمکی طول و عرض جغرافیایی با درجهٔ ضعیف است. بنابراین، مشخص شد که از سویی، استفاده از دو متغیر کمکی طول و عرض جغرافیایی تخمینی دقیق برای مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران

به‌همراه ندارد. از دیگرسو، به افزایش خطای تخمین نیز منجر خواهد شد. همچنین، تحلیل واریوگرافی نشان داد واریانس مؤلفهٔ ساختاری بر واریانس مؤلفهٔ تصادفی غلبه دارد. بنابراین، می‌شود با قاطعیت گفت که نقش داده‌های پرت در تخمین‌های زمین‌آماری مقادیر فشار بخارآب بسیار کمرنگ بوده است.

هنگام انجام دادن عملیات میان‌یابی به‌کمک روش‌های زمین‌آماری، باید افزون‌بر توجه به تعداد کافی و مناسب و همچنین پراکنش اصولی ایستگاه‌های هواشناسی، به وضعیت نرمال بودن داده‌ها نیز به‌خوبی توجه شود. گاه در تحلیل‌های آمار کلاسیک نمی‌شود ایستگاه‌هایی که به افزایش واریانس در محاسبات منجر می‌شوند، به خوبی شناسایی کرد اما باید گفت که با استفاده از تحلیل‌های واریوگرافی، این مهم با دقت بالا ممکن می‌شود.

با اتکا به نتایج ارزیابی روش‌های میان‌یابی و پس از تعیین بهترین روش میان‌یابی مقادیر فشار بخارآب در جنوب و جنوب‌غرب ایران، باید گفت که مقادیر فشار بخارآب، به‌دلیل تأثیرپذیری بسیار از منابع عمدهٔ رطوبتی خلیج‌فارس و دریای عمان و نیز گرمایش موجود، در مناطق نزدیک به ساحل به فراوانی دیده می‌شود و با گذشتن از این مناطق و نزدیک شدن به سد عظیم کوهستانی زاگرس، میزان آن کاهش می‌یابد.

۵- منابع

ثقفیان، ب.، رحیمی بندرآبادی س.، طاهری شهرآئینی ح.، غیومیان، ج.، ۱۳۸۴، **اثر تراکم ایستگاه و تفکیک منطقه‌ای در برآورد توزیع مکانی بارندگی روزانه (مطالعهٔ موردی روی بارندگی جنوب‌غرب ایران)**، نشریهٔ تحقیقاتی فنی–مهندسی استقلال، دانشگاه صنعتی اصفهان، جلد ۲۴، شمارهٔ ۱، صص. ۷۵-۵۹.

حسنی پاک، ع.، ۱۳۸۰، **تحلیل داده‌های اکتشافی**، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

زهتابیان، غ.، جان‌فزا، ع.، محمدعسگری، ح.، نعمت‌الهی، م.ج.، ۱۳۸۹، **مدلسازی توزیع مکانی برخی از خصوصیات شیمیایی آب‌های زیرزمینی (مطالعهٔ موردی در حوزهٔ آبخیز گرمسار)**، تحقیقات مرتع و بیابان، جلد ۱۷، شمارهٔ ۱، صص. ۷۳-۶۱.

صفرراد، ط.، فرجی سبکبار، ح.، عزیزی، ق.، عباسپور، ر.ح.، ۱۳۹۲، **تحلیل مکانی تغییرات بارش در زاگرس میانی از طریق روش‌های زمین‌آمار (۱۹۹۵-۲۰۰۴)**، جغرافیا و توسعه، دورهٔ ۱۱، شمارهٔ ۳۱، صص. ۱۶۴-۱۴۹.

عساکره، ح.، ۱۳۸۴، **تغییرات زمانی – مکانی بارش استان اصفهان طی دهه‌های اخیر**، مجلهٔ پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۱۸، شمارهٔ ۱، صص. ۹۱-۱۱۶.

_____، ۱۳۸۶، **تغییرات زمانی و مکانی بارش ایران زمین طی دهه‌های اخیر**، جغرافیا و توسعه، شمارهٔ ۱۰، صص. ۱۶۴-۱۴۵.

_____، ۱۳۸۷، **کاربرد روش کریجینگ در میان‌یابی بارش، مطالعهٔ موردی: میان‌یابی بارش ۱۳۷۶/۱۲/۲۶ در ایران زمین**، جغرافیا و توسعه، دورهٔ ۶، شمارهٔ ۱۲، صص. ۴۲-۲۵.

محمدی، ج.، ۱۳۷۷، **مطالعهٔ تغییرات مکانی شوری خاک در منطقهٔ رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریهٔ ژئواستاتیستیک ۱- کریجینگ**، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۲، شمارهٔ ۴، صص. ۶۴-۴۹.

محمدزاده، م.، ۱۳۸۵، **آشنایی با آمار فضایی**، نشریه دانشجویی آمار (ندا)، شمارهٔ دوم، سال چهارم، صص. ۱۲-۱.

مسعودیان، س.ا.، کاویانی، م.، ۱۳۸۷، **اقلیم‌شناسی ایران**، دانشگاه اصفهان.

مظفری، غ.، میرموسوی، س.ح.، خسروی، ی.، ۱۳۹۱، **ارزیابی روش‌های زمین‌آمار و رگرسیون خطی در تعیین توزیع مکانی بارش (مطالعهٔ موردی استان بوشهر)**، جغرافیا و توسعه، دورهٔ ۱۰، شمارهٔ ۲۷، صص. ۷۶-۶۳.

مهرشاهی، د.، خسروی، ی.، ۱۳۸۹، **ارزیابی روش‌های میان‌یابی کریجینگ و رگرسیون خطی بر پایهٔ مدل ارتفاعی رقومی جهت تعیین توزیع مکانی بارش سالانه (مطالعهٔ موردی استان اصفهان)**، برنامه‌ریزی و آمایش فضا، دورهٔ ۱۴، شمارهٔ ۴، صص. ۲۴۹-۲۳۳.

میرسجادی، س.، صفاری، ع.، پورخسرو، م.، ۱۳۹۰، **مطالعهٔ منشأ عناصر فلزی در رسوبات آبراه‌های منطقهٔ قاسم‌آباد با استفاده از روش‌های آماری چندمتغیره و واریوگرافی**، پانزدهمین همایش انجمن زمین‌شناسی ایران، تهران، انجمن زمین‌شناسی ایران، دانشگاه تربیت معلم.

نجاتی جهرمی، ز.، چیت‌سازان، م.، میرزایی، س.ی.، ۱۳۸۸، **بررسی زمین‌آماری توزیع نیترات در آبخوان آبرفتی دشت عقیلی در محیط GIS**، همایش ژئوماتیک، تهران، سازمان نقشه‌برداری کشور.

Adrian, Ch., Luigi, J.,R., Tim, H.R. & Malcolm, H., 2013, **Evaluating Geostatistical Methods of Blending Satellite and Gauge Data to Estimate Near Real-Time Daily Rainfall for Australia**, Journal of Hydrology, Vol. 493, PP. 105-114.

Allen, R.P. & Sodden, B.J., 2008, **Atmospheric Warming and the Amplification of Precipitation Extremes**, Science, Vol. 321, Issue 5895, PP. 1481-1484.

Bostan, P.A., Heuvelink, G.B. & Akyurek, S.Z., 2012, **Comparison of Regression and Kriging Techniques for Mapping the Average Annual Precipitation of Turkey**, International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, Vol. 19, No. 1, PP. 115-126.

Cambardella, C.A., Moorman, T.B., Novak, J.M., Parkin, T.B., Karlen, D.L., Turco, R.F. & Koropaka, A.E., 1994, **Field-Scale Variability of Soil Properties in Centeral Iowa Soils**, Soil Science Society of America Journal, Vol. 58, No. 5, PP. 1501-1511.

Claps, P., Giordano, P. & Laguardia, G., 2008, **Spatial Distribution of the Average Air Temperatures in Italy: Quantitative Analysis**, Journal of Hydrologic Engineering, Vol. 13, Issue 4, PP. 224-242.

Clayton, A., Jose, L., Stape, P.,C. & Jose, L., 2013, **Modeling Monthly Mean Air Temperature for Brazil**, Theorotical Applied Climatology, Vol. 113, PP. 407-427.

Fisher, R.A., 1935, **The Design of Experiments**, Oliver and Boyd, Edinburgh.

Ganawa, E.S.M., Amin, M.S.M., Musa, M.H. & Wayayok, A., 2003, **Spatial Variability of Total Nitrogen and Available Phosphorus of Large Rice field in Sawah Sepadan**, ScienceAsia, Vol. 29, No. 1, PP. 7- 12.

Goovaerts, P.,1997, **Geostatistics for Natural Resources Evaluation**, Oxford University, New York, P. 483.

Goodale, C., Aber, J.D. & Ollinger, S.V., 1998, **Mapping Monthly Precipitation, Temperature and Solar Radiation for Ireland with Polynomial Regression and a Digital Elevation Model**, Climate Research, Vol. 10, No. 1, PP. 35-49.

Halley, E., 1686, **An Historical of the Trade Winds, and Monsoons, Observable in the Seas between and Near the Tropics; With an Attempt to Assign the Physical Cause of Said Winds**, Philosophical Transaction, PP. 153-168.

Journel, A.G. & Huijbregts, C.J., 1978, **Mining Geostatistics**, Academic Press Inc, London, UK, P. 600.

Khalili, K., 2014, **Comparison of Geostatistical Methods for Interpolation Groundwater Level (Case study: Lake Uremia Basin)**, Journal of Applied Environmental and Biological Sciences., Vol. 4, No. 1, PP. 15-23.

Knotters, M., Brus, D.J. and Voshaar, O., 1995, **A Comparison of Kriging, Cokriging and Combined with Regression for Spatial Interpolation of Horizon Depth with Censored Observations**, **Geoderma**, Vol. 67, No. 3, PP. 227-246.

Lin, ZH., Renxizi, R., Shenliang, Ch. & Ping, D., 2014, **Spatial Variability of Surface Sediment Basis on Geostatistical Analysis in the Littoral Area of Yellow River Delta, China**, Indian Journal of Geo-Marine Sciences, Vol. 43, No. 4, PP. 463-472.

Matheron, G.,1971, **The Theory of Regionalized Variables and its Applications**, Paris : École Nationale Supérieure des Mines de Paris.

Michaelides, S., Levizzani, V., Anagnostou, E., Bauer, P., Kasparis, T. & Lane, J.E., 2009, **Precipitation: Measurement, Remote Sensing, Climatology and Modeling**, Atmospheric Research, Vol. 94, No. 4, PP. 512–533.

Rodríguez -lado, L., Sparovek, G., Vidal-Torrado, P., Dourado-Neto, D. and Macías-Vázquez, F., 2007, **Modelling air temperature for the state of São Paulo, Brazil**, Journal of Agricultural Science , Vol. 64, No. 5, PP. 460- 467.

Sarann, L., Catherine, Ch. and Aurore, D., 2013, **Different Methods for Spatial Interpolation of Rainfall Data for Operational Hydrology and Hydrological Modeling at Watershed Scale**, Biotechnol Agron Soc. Environ (BASE), Vol. 17, No. 2, PP. 392-406.

Schabenberger, O. & Gotway, C.A., 2005, **Statistical Methods for Spatial Data Analysis,** Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 140p., Malaysia, Journal of Science Asia, PP. 7-12.

Serrano, A., Mateos, V.L. & Garcia, J.A.,1999, **Trends Analysis of Monthly Precipitation Over the Iberian Peninsula for the Period 1921-1995**, phys. Chemistry of Earth (B), Vol. 24, PP. 84-90.

Shi-Guang, Xu., Zheng, N., Da, K., Yan, Sh., Wen-Jiang, H. & Yu, W., 2013, **Estimating Summer Precipitation Over the Tibetan Plateau With Geostatistics and Remote Sensing**, Mountain Research and Development, Vol. 33, No. 4, PP. 424-436.

Sokouti-Oskoee, R., Mahdian, M.H. & Mahmoodi, Sh., 2008, **Comparing the Applicability of Some Geostatistic Methods to Predict the Variability of Soil Salinity, a Case Study of Uromieh Plain**, J. Pajouhesh & Sazandegi, Vol. 74, PP. 90-98.

Student, 1907, **On the Error of Counting with a Haemacytometer**, Biometrika, Vol. 5, No. 3, PP. 351-360.

Sun, B., Zhou S. & Zhao, Q., 2003, **Evaluation of Spatial and Temporal Changes of Soil Quality Based on Geostatistical Analysis in the Hill Region of Subtropical China**, Geoderma, Vol. 115, No. 1-2, PP. 85-99.

Trenberth, K.E. & Stepaniak, D.P., 2003, **Seamless Poleward Atmospheric Energy Transports and Implications for the Hadley Circulation**, Journal of Climate, Vol. 16, No. 22, PP. 3705-3721.

Usman, U., Yelwa, S.A., Gulumbe, S.U. and Danbaba, A., 2013, **An Assessment of the Changing Climate in Northern Nigeria Using Cokriging**, American Journal of Applied Mathematics and Statistics, Vol. 1, No. 5, PP. 90-98.

Villarin, I.G. & Krajewski, W.F., 2008, **Empirically Based Modeling of Spatial Sampling Uncertainties Associated with Rainfall Measurements by Rain Gauges**, Advances in Water Resources, Vol. 31, No. 7, PP. 1015-1023.

Webster, R. and Oliver, M.A., 2007, **Geostatistics for Environmental Scientists**, Second Edition, John Wiley & Sons, Ltd.

Wentz, F., Ricciardulli, L., Hilburn, K. and Mears, C., 2007, **How Much More Rain will Global Warming Bring?**, Science Express, Vol. 317. No. 5835, PP. 233–235.

Ward, E., Buytaert, W., Peaver, L. & Wheater, H., 2011, **Evaluation of Precipitation Products Over Complex Mountainous Terrain: A Water Resources Perspective**, Advances in Water Resources, Vol. 34, No. 10, PP. 1222–1231.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی